

4. A komparatív előnyök mérése

A komparatív előnyök fogalma központi szerepet játszik a nemzetközi kereskedelem elméletében. Noha a nyolcvanas években az új kereskedelemelmélet megjelenésével a méretgazdaságosság hasonló fontosságra tett szert annak magyarázatában, hogy miért kereskednek az egyes országok egymással, addig a hasonló vagy a különböző országok (tényezőellátottságban és technológiában) közti kereskedelmi folyamatok előrejelzésében a komparatív előnyök elve maradt a fő elméleti magyarázat (Davis [1997]).

A hagyományos kereskedelemelmélet szerint a szabad kereskedelem feltételei mellett az egyes országok olyan jóságok termelésére szakosodnak, illetve olyan termékek nettó exportőreivé válnak, amelyekből komparatív előnyeik vannak. Elméletileg, a statikus keresleti és kínálati hatásokat figyelembe véve, a következő állítás kellően világos és eléggé általános (Deardoff [1980]): annak megállapítására, hogy egy országnak mely termékből van komparatív előnye elégséges megfigyelni az autark állapot és a szabad kereskedelem melletti relatív árak közötti különbség előjelét. Ha az előjel pozitív, akkor az adott országnak komparatív előnye van az adott jóság termelésében és exportjában, ha az előjel negatív, akkor az országnak komparatív hátránya van. Amikor az elmélet irányából a mérés felé haladunk, több fontos problémával is szembesülünk. Nevezetesen, a komparatív előnyök elméletét rendkívül nehéz számszerűsíteni, illetve közvetlenül vizsgálni, mert a relatív árak a feltételezett autarkiában nem megfigyelhetők. Továbbá, ha a relatív árak megfigyelhetők lennének, korántsem biztos, hogy ezek előre jeleznék az igazi komparatív előnyöket. Végezetül, a komparatív előnyök nem feltételeznek egyszerű determinisztikus kapcsolatot a kereskedelem volumenével, amiről gyakran elfeledkeznek az empirikus munkákban (Greenaway–Milner [1991]).

E nehézségek ellenére a komparatív előnyök fogalmának nagyon fontos a szerepe mind az elméleti, mind pedig a gyakorlati politikai elemzésben. Ezért jelentős erőfeszítések történtek a tekintetben, hogy miként lehet alkalmazni a komparatív előnyök elvét a valós világ körülményei között. Ezek alapvetően közvetett módszereket jelentenek, amelyek *ex post* kereskedelmi adatokat alkalmaznak, és bizonyos feltevésekkel élnek a megfigyelt és a meg nem figyelt változók közötti kapcsolatokra nézve.

Az empirikus kereskedelemelemzésben – mind a különböző országok, mind pedig az egyes ágazatok közötti vizsgálatokban – a megnyilvánuló komparatív előnyök (*revealed comparative advantage, RCA*) fogalma vált népszerűvé. Noha számos kísérlet történt a megnyilvánuló komparatív előnyök fogalma és a komparatív előnyök elmélete közti kapcsolat megteremtésére (Hillman [1980], Bowen [1983]), az általánosan bevett megközelítés, hogy összehasonlítsák a nemzeti szektorális arányokat a nemzetközi megfelelőjükkel, így következtetve a komparatív előnyökre az aktuális termelési és kereskedelmi adatok vizsgálatával. Az ilyen megközelítés azonban azt vonja maga után, hogy számos megoldás létezhet a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére, amelyek

export, import és termelési adatokat alkalmaznak, illetve ezek valamilyen kombinációját. Ennek megfelelően sok kutató megpróbálta már, hogy definiálja a megnyilvánuló komparatív előnyök egy megfelelő indexét (pl. *Balassa* [1965], *Bowen* [1983], *Donges–Riedel* [1977], *Kunimoto* [1977], *Vollrath* [1987] és [1989]).

Sajátos módon a mérési problémák az elmúlt évtizedekben nagymértékben függetlenedtek az elmélettől, ami jelentős szabadságot adott a kutatóknak, hogy milyen megnyilvánuló komparatív előny (RCA) indexeket használjanak a nemzetközi kereskedelem empirikus elemzése során. A kutatóknak ugyanakkor fokozottan tisztában kell lenniük az egyes RCA-indexek kiválasztásakor annak elméleti és gyakorlati következményeivel.

A kilencvenes években Magyarországon is újra népszerűvé a különböző RCA-indexek használata az empirikus kereskedelemelemzésben (például *Halpern* [1995], *Fertő–Hubbard* [2001a]). Továbbá, *Török* [1996] rámutatott a Balassa-mutató néhány hiányosságára. Mind ez idáig nem történt azonban kísérlet a hazai irodalomban a megnyilvánuló komparatív előnyök fogalmának, illetve indexeinek részletesebb módszertani elemzésére. Célunk, hogy ezt a hiányosságot részlegesen pótoljuk. Ennek megfelelően a fejezetben a Balassa-indexet kiindulópontként választva, megvizsgáljuk, hogy milyen gondok merülnek fel a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésekor. Először a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésével kapcsolatban felmerült elméleti problémákat vesszük szemügyre. Ezt követően a Balassa-index alkalmazása során felmerülő gyakorlati kérdéseket, illetve az azokra adott válaszokat mutatjuk be. Végezetül, a megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitásának vizsgálatára alkalmazott módszereket ismertetjük.

4.1. A megnyilvánuló komparatív előnyök mérésének elméleti problémái

A komparatív előnyök és a versenyképesség fogalmát gyakran összekeverik egymással, noha kettő a valóságban teljesen eltér egymástól. Két lényeges különbséget érdemes megemlíteni (*Lafay* [1992]). Egyrészt, amíg a versenyképességet országok között mérhetjük egy adott termék esetében, addig a komparatív előnyt termékek között mérhetjük egy adott ország esetében. Másrészt, a versenyképesség nagymértékben érzékeny a makroökonomiai helyzet változásaira (például árfolyamváltásra), addig a komparatív előny alapvetően strukturális természetű. Ha például az árfolyam változékonysága nagy amplitúdójú egyensúlytalanságokhoz vezet, akkor a versenyképesség vizsgálata komoly problémákba ütközhet, következésképpen bármilyen elemzés nem megfelelő eredményekhez vezethet. Ez az egyik fő oka annak, hogy a nemzetközi szakosodás vizsgálata egyre inkább a megnyilvánuló komparatív előnyök különböző indexeit részesíti előnyben.

Az eredeti RCA-indexet *Balassa* [1965] fejlesztette ki, amelyet a következőképpen definiált:

$$B = (x_{ij}/x_{ii})/(x_{nj}/x_{ni}), \quad (1)$$

ahol x reprezentálja exportot, i egy adott országot, j egy meghatározott terméket, t a termékek egy csoportját, valamint n az országok egy adott csoportját. A B a megfigyelt kereskedelem szerkezetén alapul, egy meghatározott termék arányát a teljes hazai ex-

portban veti össze ennek a terméknek egy meghatározott országcsoporthoz képesti részesezésével. Balassa tanulmányában a t alsóindex 74 ipari termék kombinált exportját, az n alsóindex pedig 11 fejlett ipari ország együttesét jelezte. Ha $B > 1$, akkor megnyilvánuló komparatív előnyről beszélhetünk. Könnyen belátható, hogy a B -index kiterjeszhető egy olyan globális mércévé, amely minden terméket (t) és minden országot (n) magában foglal (Vollrath [1991]).

A B -index mögötti alapvető feltevés az, hogy az exportszerkezet egyaránt reagál a relatív költségekre és a nem ár jellegű tényezőkben meglévő különbségekre, és ezért a komparatív előnyök várhatóan meghatározzák az export szerkezetét. Balassa [1965] azonban elemzését az ipari termékek vizsgálatára korlátozta abból a megfontolásból, hogy a nyersanyagok kereskedelmét eltorzítják a különböző kereskedelmi korlátozások, ezért a B -indexek nem fejezik ki a komparatív előnyöket. Erre a problémára később visszatérünk.

Hillman [1980] megvizsgálta, hogy milyen kapcsolat van a B -index és a komparatív előnyök között, amelyeket a kereskedelem előtti relatív árak mutatnak, eltekintve az exportintervenciók alkalmazásának lehetőségétől. A szerző arra a kérdésre kereste a választ, hogy vajon egy kéttermékes gazdaság esetében, ha a B -index nagyobb az első jószág esetében, mint a másodikban, akkor ez egyben azt is jelenti-e, hogy az első jószágot relatíve olcsóbban termelték-e a kereskedelem előtti állapotban, mint a második terméket. Hillman tanulmányában diagram segítségével megmutatta, hogy a B -index értéke azonos lehet, noha a termékek iránti preferenciák különbözhetnek egymástól. Továbbá, a B -index értéke független attól, hogy melyik jószág előállítására olcsóbb az autark állapotban, azaz a B -index független a komparatív előnyöktől, amelyek a ricardói értelemben vett kereskedelem előtti relatív árak mellett kapunk. Következésképpen, a B -index nem megfelelő a komparatív előnyök mérésére a termékek közötti összehasonlításban,

Hillman [1980] elemzését kiterjesztette az országok közötti összehasonlításban, kérdése ebben az esetben a következő volt. Két ország esetében, ha a B -index egy adott jószág esetében az első országban nagyobb, mint a másodikban, akkor ez azt jelenti, hogy az autarkiaiban az adott jószág termelése az első országban relatíve olcsóbb volt, mint a másodikban. Mivel a fenti, a termékek közötti helyzetre vonatkozó, érvelést hasonló eredménnyel erre a szituációra is ki lehet terjeszteni, ezért Hillman kidolgozott egy feltételt, amelynek érvényesülése esetén elérhető a megfelelő kapcsolat a B -index és a kereskedelem előtti relatív árak között az egyes országok közötti összehasonlításban egy adott termék esetében. Bebizonyította, hogy a komparatív előnyök megfelelnek a kereskedelem előtti relatív áraknak az i -edik termék és a j ország esetében, ha érvényesül a következő szükséges és elégséges feltétel:

$$1 - \frac{X_{ij}}{W_i} > \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W} \right), \quad (2)$$

ahol X_{ij} az i -edik termék j -edik országban, X_j a j -edik ország összes exportja, W_i a világ exportja az i -edik termékből, és W a világ összes exportja. Homotetikus preferenciákat feltételezve az országok között, a (2) egyenlőtlenségben lévő feltétel szükséges és

elégéses ahhoz, hogy a B -indexben bekövetkezett változások teljesen összhangban legyenek az országok relatív tényezőellátottságában végbement változásokkal. Ez a feltétel biztosítja, hogy egy termék exportszintjében bekövetkezett növekedés egy adott országban egyúttal a B -index értékét is növelje. Hillman hangsúlyozta, hogy a fenti feltétel általánosságban nem szükségszerűen érvényesül, ezért azt empirikusan is meg kell vizsgálni. Ha egy ország részesedése elég kicsi a világkereskedelemből (X_i/W), akkor az egyenlőtlenség jobb oldalán a zárójelben lévő kifejezés közel van egyhez, ezért az akár el is hagyható.

Az empirikus vizsgálódás érdekében *Marchese–de Simone* [1989] a Hillman-feltételt a következőképpen alakították át:

$$HI = \left(1 - \frac{X_i}{W_i}\right) / \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W}\right). \quad (3)$$

Ha a HI nagyobb, mint 1, akkor a B -index az országok közötti összehasonlításban egy megfelelő indikátor a komparatív előnyök mérésére. A szerzők úgy érvelnek továbbá, hogy a Hillman-indexet ki kell számítani az olyan empirikus vizsgálatokban, amelyek megpróbálják meghatározni a kereskedelem-liberalizálás hosszú távú hatásait a B -index segítségével. Mind ez idáig azonban csak néhány tanulmány alkalmazta a Hillman-indexet. *Marchese–de Simone* [1989] eredményei azt mutatják, hogy a Hillman-feltétel nem teljesült 118 fejlődő ország exportjának 9,5 százalékában 1985-ben. A *Hinlopen–Marrewijk* [2001] által vizsgált adatbázisban a Hillman-feltétel nem volt érvényes az exportérték 7 százalékában és a megfigyelések számának 0,5 százalékában. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a Hillman-feltétel kevésbé korlátozó jellegű, mint ahogy azt várni lehetne. *Hinlopen–Marrewijk* [2004b] egy átfogó adatbázist használva 1970 és 1997 közötti időszakra vizsgálta meg a Hillman-feltétel teljesülését. Eredményeik szerint a Hillman-feltétel csak a megfigyelések igen kis arányában nem teljesült, de ez a részesedés a világ exportjának értékében kifejezve nagyobb volt. A szerzők ezért azt ajánlják, hogy a Hillman-feltételt mint standard diagnosztikai próbát kell alkalmazni a komparatív előnyök empirikus elemzéséhez.¹

Yeats [1985] arra a kérdésre kereste a választ, hogy a B -index alkalmas-e arra, hogy ordinális vagy akár kardinális mérceként szolgáljon egy ország komparatív előnyeinek megállapítására. A szerző megvizsgálta a B -index eloszlását 129 ország és 40 iparág esetében 1976–1978 között. Eredményei szerint a B -index nem alkalmas ordinális mérceként szolgálni, mivel komparatív előny alapján nem képes az egyes iparágakat konzisztensen rangsorolni. Előfordulhat ugyanis, hogy egy adott országnak egy meghatározott termékből a legnagyobb komparatív előnye van a többi országhoz képest, de ennek ellenére az adott országon belül nem ennek a terméknek van a legmagasabb értékű B -indexe. Ez az eltérés nagyobb lehet, ha olyan iparágakat hasonlítunk össze, amelyek B -index eloszlásukat tekintve jobban különböznek egymástól. Másképpen fogalmazva, a B -indexen alapuló nemzetközi versenyképességi vizsgálatok eredményeit csak nagy óvatossággal szabad megmagyarázni. Az előbbi problémák ellenére

¹ A Hillman-feltételről magyarul bővebben lásd *Fertő* [2003a].

a szerző rámutatott arra, hogy a megnyilvánuló komparatív előny fogalmán alapuló kvantitatív vizsgálatok eredményei teljesen egybecsengenek a tényezőarányok elméletének előrejelzéseivel.

Bowen [1983] rávilágított arra, hogy van egy implicit feltevés B -index használatában, nevezetesen minden országnak minden terméket kell exportálnia. Ez a feltevés viszont ellentétes a komparatív előnyök elvével, hiszen a klasszikus kereskedelemelmélet standard feltevései mellett egy ország nem exportálhatja és importálhatja egyidejűleg ugyanazt a terméket. A szerző a Kunimoto [1977] által kidolgozott valószínűségi keretben igazolta, hogy ha ez a feltétel nem teljesül, akkor a várható kereskedelem mennyisége zéró minden termékre. Következésképpen, nincs megfelelő elméleti bázis a B -index általánosan elterjedt értelmezésére, miszerint ha a B -index értéke nagyobb (kisebb), mint egy, akkor komparatív előnyt (hátrányt) regisztrálhatunk. Bowen következtetése hasonló Hillman [1980] eredményeihez, csak általánosabb jellegű. Míg Hillman megmutatta, hogy a B -index nem alkalmas ordinális mérceként a termékek közötti összehasonlításban, viszont korlátozó feltételekkel alkalmazható az országok közötti vizsgálatban, addig Bowen szerint a B -index értéke (kisebb vagy nagyobb egynél) nem használható a komparatív előnyök meghatározására. Mindezek mellett a B -index megfelelő mérce lehet a kereskedelem intenzitásának mérésére. Bowen az elméleti problémák megoldására két indexet javasolt, amelyek nemcsak kereskedelmi, hanem termelési és fogyasztási adatokat is használnak.

$$I_{ik}^T = \frac{T_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad I_{ik}^Q = \frac{Q_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad (4)$$

ahol T a nettó kereskedelmet (export mínusz import), Q a termelést, i index az országot, k index a terméket, w index pedig a világot jelöli.

A szerző feltevése szerint az egyes országok preferenciái homotetikusak, ezért $S_i = Y_i/Y_w$, ahol S_i az i -edik ország koefficiense, Y_i és Y_w pedig az i -edik ország, illetve a világ jövedelmét (GNP-ben mérve) jelzi. A Bowen-index alkalmazásával kapcsolatban azonban súlyos gyakorlati nehézségek merülnek fel. Egyrészt, a Bowen-mutatónak rendkívül nagy az adatigénye. Másrészt, a kereskedelmi adatokat csak jelentős nehézségek árán lehet a termelési adatokkal megfeleltetni, és ráadásul ez is csak az ipari termékek és meghatározott országok esetében, illetve bizonyos aggregációs szint felett lehetséges. Ez a korlát eleve szűkíti a vizsgálható termékek körét, így például kizárja a mezőgazdasági árukat is. Továbbá, a kereskedelmi adatokat lehetetlen megfeleltetni a fogyasztási adatoknak. E nehézségek miatt a Bowen-index inkább csak elméleti lehetőség maradt, amelynek alkalmazása nem vert gyökeret az empirikus vizsgálatokban.

4.2. A megnyilvánuló komparatív előnyök mérésének módszertani problémái

A mérések módszertani problémái között elsőként a kereskedelemtorzító agrárpolitika hatásával foglalkozom, majd az aszimmetria problémájára és az alkalmazott indexek konzisztenciájára térek ki.

4.2.1. A kereskedelemtorzító agrárpolitika hatása

A klasszikus Balassa-indexet (B) számos ok miatt szokták kritizálni. Az első és egyik leggyakoribb kifogás B és a hozzá hasonló indexekkel kapcsolatban, hogy a megfigyelt kereskedelmi szerkezetet eltorzítják a különböző állami beavatkozások és kereskedelmi korlátozások, ezért azok nem mutatják megfelelően a komparatív előnyöket. Ez különösen igaz a mezőgazdaságra, ahol az állami beavatkozás inkább szabály, mint kivétel, ahogy erre már *Balassa* [1965] is rámutatott.

Vollrath [1991] ezért három alternatív specifikációját javasolta a megnyilvánuló komparatív előnyöknek, amelyeket a mezőgazdaság nemzetközi versenyképességének vizsgálatára alkalmazott (*Vollrath* [1987] és [1989], valamint *Vollrath–Vo* [1990]). Az első index ezek közül az úgynevezett relatív kereskedelmi előny (*relative trade advantage: RTA*), amely mind az export-, mind az importoldalt figyelembe veszi. A relatív kereskedelmi előny indexét úgy definiálja, mint a relatív exportelőny (*relative export advantage: RXA*), amely valójában a Balassa-index és importoldali ellentétpárjának a relatív importelőnynek a különbsége (*relative import advantage: RMA*). A relatív kereskedelmi előny indexét formálisan a következőképpen definiálja:

$$RTA = RXA - RMA, \quad (5)$$

ahol $RXA = B$ és $RMA = (m_{ij}/m_{it})/(m_{nj}/m_{nt})$,

m reprezentálja az importot, ezért

$$RTA = [(x_{ij}/x_{it})/(x_{nj}/x_{nt})] - [(m_{ij}/m_{it})/(m_{nj}/m_{nt})].$$

Az RXA , RMA és RTA indexeket alkalmazta például *Eiteljörge–Hartmann* [1999], *Fertő–Hubbard* [2001a], [2002a].

Vollrath második RCA -indexe a relatív exportelőnyök logaritmus (lnRXA). A harmadik mércét pedig a megnyilvánuló versenyképességnek (*revealed competitiveness: RC*) nevezte el, és a következő módon definiálta:

$$RC = \ln RXA - \ln RMA. \quad (6)$$

Az RTA -, az $\ln RXA$ - és az RC -indexek pozitív értékek esetében a komparatív versenyelőnyöket mutatják, míg a negatív értékek a komparatív versenyhátrányokat jelzik. A szerző szerint az RTA - és az RC -indexeknek két előnye van a B -indexekkel szemben. Egyrészt, tartalmazzák mind az export-, mind az importoldali kereskedelemtorzításokat. Másrészt, konzisztensek azzal a ténnyel, hogy egy termékcsoportban létezhet ágazaton belüli kereskedelem. Ez utóbbi tulajdonság egyben a az RC -index hátránya is. Ha nincs ágazaton belüli kereskedelem, akkor az RC -indexet vagy nem lehet ér-

telmezni (ha nincs import az adott termékből), vagy az RC-index értéke nulla (nincs export az adott áruból).

Gazdag irodalma van a mezőgazdasági kereskedelem liberalizálásából származó jóléti nyereségeknek (lásd például *Tyers–Anderson* [1988], 1992], és *OECD* [1995]). Ezek a tanulmányok azt sugallják, hogy az agrárpolitikának jelentős hatással kell lenniük a kereskedelmi folyamatokra (a volumenre) és a kereskedelem lehetséges mintájára (irányára). *Peterson–Valluru* [2000] azonban nem tudták igazolni, hogy a kormányzatnak jelentős hatása lenne a kereskedelem mintájára. A szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy a természeti tényezőkkel való ellátottságnak elsődleges fontossága van, ahogy azt a hagyományos kereskedelemelmélet hangsúlyozza. Az agrárpolitika befolyásolja ugyan a kereskedelmi folyamatokat, de nem változtatják meg annak irányát. Az agrárpolitika politikai gazdaságtanának irodalma gyakran hangsúlyozza a protekcionizmus és a komparatív előnyök közötti fordított kapcsolatot (*Olper* [2001], *Bastelaer* [1998]). Korábban, *Vollrath–Vo* [1990] úgy találta, hogy az exportteljesítményt jobban befolyásolják a gazdasági alapok, mint a kormányzati intervenciók, míg ennek az ellenkezője igaz az import viselkedésére. Az általunk definiált négy indexből a *B*- és az *lnRXA*-indexek csak exportadatokat, míg az *RTA*- és az *RC*-indexek importadatokat is tartalmaznak. Ez vezette *Vollrath* [1991]-et arra, hogy a *B*- és az *lnRXA*-indexek alkalmazását javasolja szemben az *RTA* és az *RC*-indexekkel, mert az előbbi kettő kevésbé érzékenyek a politikailag előidézett torzításokra, amelyek hatásosabbak az importoldalon.

Az exporttámogatások azonban gyakorta használatosak a mezőgazdaságban, különösen az EU és Magyarország közötti kereskedelemben, ezért a *B*- és az *lnRXA*-indexek melletti érvelés ebben az esetben kevésbé tűnik megalapozottnak

A kormányzati beavatkozások kereskedelemtorzító hatásaival kapcsolatos megfontolásokat nem lehet teljesen lezárni, azonban annyit állíthatunk, hogy az itt bemutatott – a megnyilvánuló komparatív előnyöket mérő – négy *RCA*-index (ha körültekintően alkalmazzuk) mégis megfelelő útmutatóként szolgálhat a komparatív és a versenyelőnyökhöz a magyar élelmiszer-gazdaságban. Végezetül *Vollrath* [1989] megjegyzi, hogy a kormányzati intervenciók és versenyképesség fordított kapcsolatban állnak egymással. Ez azt sugallja, hogy azok a termékcsoportok, amelyeknek komparatív előnyük van, még versenyképesebbek lennének nemzetközileg, ha a piacok nyitottabbá válnának.

4.2.2. Az aszimmetria problémája

A Balassa-mércével kapcsolatos másik probléma, hogy annak értéke aszimmetrikus: 1-től a végtelenig terjed, ha egy országnak egy termékből komparatív előnyei vannak, viszont csak 0 és 1 között mozog az értéke, ha egy áruból komparatív hátránya van egy adott országnak. Ez az aszimmetria legalább két problémát okoz. Egyrészt, ha a *B*-index átlaga magasabb, mint a medián, akkor a *B* eloszlása jobbra ferde lesz. Ez azt jelenti, hogy egy adott szektor relatív súlyát túlbecsüljük, ha a *B*-index nagyobb, mint 1, azokhoz az ágazatokhoz viszonyítva, ahol a *B*-index értéke kisebb, mint 1 (*De Benedictis–Tamberi* [2001]).

Ez a probléma különösen akkor lesz lényeges, ha egy ökonometria elemzés a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetét vizsgálja, ahogy ezt *Dalum* és szerzőtársai

[1998] kifejtik: „A ferde eloszlás sérti a normalitás feltevését a hibatagban a regressziós elemzés során, ezért nem ad megfelelő t -statisztikát. Ráadásul az RCA-index használata a regressziós elemzésben sokkal nagyobb súlyt ad az 1-nél magasabb értékeknek, összehasonlítva az 1 alatti megfigyelésekkel.” (427. o.)

A módszertani probléma akkor is fennmarad, ha a Balassa-index logaritmusos transzformációit alkalmazzuk, mivel például egy változásnak a B -indexben 0,01-ről 0,02-re ugyanakkora hatása lesz, mint egy változásnak a B -indexben 50-ről 100-ra. Ez a fajta kritika kiterjeszhető a Vollrath által javasolt indexekre is. Magától értetődő, hogy az RMA-index szintén szenved a ferde eloszlás problémájától. Ezért az RTA- és RC-indexek hasonló problémával szembesülnek, noha értékük az origóra nézve szimmetrikus. Dalum és szerzőtársai [1998] ezért a megnyilvánuló szimmetrikus komparatív előnyök (*revealed symmetric comparative advantage*, RSCA) index bevezetését javasolták a ferde eloszlás problémájának megoldására:

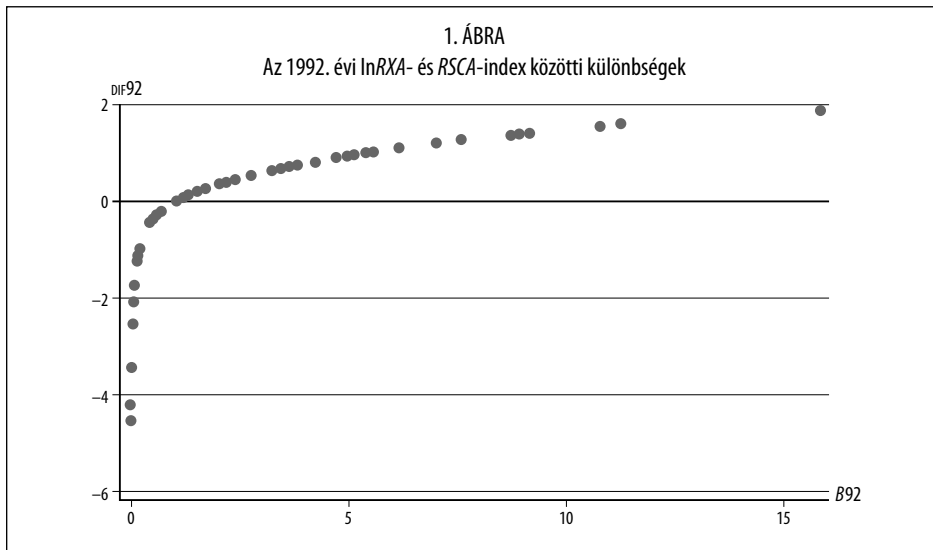
$$RSCA = (B - 1)/(B + 1). \quad (7)$$

Az RSCA értéke mínusz 1 és plusz 1 között mozog, ráadásul elkerüli még a 0 érték problémáját, amely a logaritmusos átalakításnál felmerül. A fő előnye ennek a módszernek, hogy a változásoknak ugyanakkora súlyt ad mindkét irányban – növekvés, illetve csökkenés a komparatív előnyökben/hátrányokban.

Az RSCA-index alapvető értelmezése azonban nem könnyű. Mivel az RSCA-mutató egy kvázilogaritmusos átalakítása a B -indexnek, van egy tapasztalaton alapuló értelmezése: a vizsgált ország ágazati szerkezetének százalékos különbségét mutatja az összehasonlított piachoz (például világ, EU, OECD) képest. A probléma abból fakad, hogy az RSCA- és a B -index logaritmusos transzformáltja ($\ln RXA$) tökéletesen megegyezik, ha a B -mutató egyenlő 1-gyel, de a két transzformáció értékei a B -index eloszlásának extrém értékeinél fokozatosan divergálnak. A különbség általában annál nagyobb, minél mélyebb bontású adatokat használunk (*De Benedictis–Tamberi* [2001]).

Az 1. ábrán a függőleges tengely az $\ln RXA$ - és az RSCA-mutatók közötti különbséget (DIF92) mutatja, amelyet a magyar mezőgazdaságnak a kelet-közép-európai országok piacain való komparatív előnyeire számoltunk ki 1992-re, három számjegyű bontásban. A minta 59 megfigyelést tartalmaz. A vízszintes tengelyen B -index értékei ($B92$) találhatóak. Az ábrán nyilvánvaló az RSCA-index okozta torzítások a B -index eloszlásának extrém értékeinél (a 0-hoz közeli, illetve az 5-nél nagyobb értékeknél). Noha, az RSCA-index megőrzi az eredeti B -mutató fontosabb eloszlási tulajdonságait, és a B -index elegánsabb helyettesítőjének tekinthetjük, nem mentes a problémáktól. A fő hátránya ennek a megoldásnak, hogy a csökkentett aszimmetria nem szükségszerűen tételezi föl a normalitást a hibatagban, és a mesterséges szimmetria elrejtetheti a B -index mögötti dinamikát, különösen az extrém értékek esetében.

Proudman–Redding [2000] rámutattak annak fontosságára, hogy a B -index szám-tani átlaga a szektorok között nem szükségszerűen egyenlő 1-gyel. Úgy érveltek, hogy a számláló az (1) egyenletben a súlyozatlan arányát mutatja egy adott terméknek a teljes exportban, míg a nevezőben az összes termék súlyozott részesedését találhatjuk. Ezért, ha egy ország kereskedelmének a szerkezete néhány termékre koncentrálódik, amelyeknek kis részesedése van a referenciapiacra (például világpiac vagy EU), ak-



kor ez magas érték jelentkezik a számlálóban, és kis érték a nevezőben. Ez azt jelenti, hogy a B értékek átlaga 1-nél nagyobb lesz az adott országban. A B -index átlagértékei azonban változhatnak az idővel, ezért egy ország félrevezető változásokat mutathat a specializáció átlagos terjedelmében, amelyet a B mérőszám mutat. A szerzők ezért egy alternatív megoldást javasolnak a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére. Ennek lényege, hogy egy adott ország exportarányát egy meghatározott termék esetében elosztják az összes termék átlagos piaci részesedésével, amelyet formálisan a (8) módon fejezhetünk ki:

$$\bar{B}_{ij} = \frac{B_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_j B_{ij}}. \quad (8)$$

A normalizált B -index átlaga a (8) egyenletben konstans, és egyenlő 1-gyel. Az index értelmezése a következő: egy meghatározott időpontban normalizáljuk a B -indexet a keresztmetszeti átlaggal azért, hogy eltekinthessünk az specializáció átlagos terjedelmében bekövetkezett változásoktól. *De Benedictis–Tamberi* [2001] azonban rámutatnak, hogy a Proudman és Redding által javasolt normalizációs eljárás nem megfelelő. A szerzők úgy érvelnek, hogy a normalizált B -index elveszíti konzisztenciáját az eredeti B -mérőszámmal viszonyítva. Ennek oka, hogy a normalizált B -index, azokban az esetekben, ahol B értéke 1 és az átlag közötti, ellentétes komparatív előny/hátrány állapotát mutatja az eredeti B -indexen alapuló számításokhoz képest. A komparatív előnyökben mutatkozó előjelváltás aránya a magyar agrárkereskedelemre 1992–1998 közötti időszakra vonatkozó vizsgálatunkban a minta 18–25 százalékát tette ki, azaz jelentős problémát okozott volna a normalizációs javaslat alkalmazása eredményeink értelmezése során (*Fertő* [2003a]).

4.2.3. Az alkalmazott indexek konzisztenciája

Az előzőkben már említettük, hogy az RCA-indexek egész sorát fejlesztették ki, és alkalmazták a komparatív előnyök mérésére. Ezért várható, hogy különböző indexek alkalmazásával némi ellentmondás lehet az eredményekben. Az RCA-indexek megszokott értelmezése, hogy terjedelmét meghatározza, hogy egy országnak van-e megnyilvánuló komparatív előnye (hátránya) egy meghatározott termékből egy meghatározott országgal vagy országcsoporttal szemben. *Ballance és szerzőtársai* [1987] tanulmányukban két másik értelmezést is ajánlanak. Ezek szerint az indexek segítségével egyrészt rangsorolhatjuk a különböző termékeket a komparatív előnyök nagysága szerint. Másrészt az index alkalmazható a termékek bináris típusú osztályozására annak alapján, hogy egy termékből egy adott országnak komparatív előnye van, vagy komparatív hátránya. A három értelmezés felfogható úgy, mint a komparatív előnyök kardinális, ordinális és dichotóm mérésének a kérdése, amelyek mindegyikére különböző statisztikai próbákat javasolnak a szerzők. A komparatív előnyök kardinális mérésére a konzisztenciapróba egyszerű korrelációs együtthatói alkalmasak. Az RCA-indexek mint ordinális mérőszámok konzisztenciapróbája minden egyes RCA-indexpárra kiszámított rangkorrelációs együtthatókon nyugszik. Az RCA-indexek mint dichotóm mércék próbája egy rendkívül egyszerű eljárással készíthető. Ki kell számítani mindegyik RCA-párra, hogy mekkora azoknak a termékeknek (termékcsoportoknak) az aránya az összes terméken belül, amelyeknél egyaránt megnyilvánuló komparatív előnyt vagy hátrányt figyelhetünk meg az összehasonlított RCA-indexek értékeiben. Az eltérő RCA-indexeken nyugvó számítások érzékenységi problémáit empirikusan igazolták *Ballance és szerzőtársai* [1987] számításai. A szerzők – egyszerű statisztikai próbák alkalmazásával – rámutattak arra, hogy az inkonzisztencia nagyobb akkor, ha a különböző RCA-indexeket kardinális mérőszámként akarjuk értelmezni, mint ha ordinális vagy dichotóm mércéként. Hasonló következtetésre jutottunk a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeit vizsgálva (*Fertő* [2003a]).

Noha a vizsgált probléma már régóta ismert, ennek ellenére általában csak önkényesen kiválasztott RCA-indexeket szoktak alkalmazni a megnyilvánuló komparatív előnyök meghatározására. Még ritkábban találkozhatunk olyan tanulmányokkal, amelyek noha különböző RCA-indexeket használnak, a szükséges konzisztenciapróbákat is elvégzik (például *Fertő–Hubbard* [2001a], [2002a]).

4.3. A megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitása

Az empirikus kutatások sokszor nem állnak meg ott, hogy azonosítják a komparatív előnyök szerkezetét egy meghatározott időpontban vagy időszakban, hanem arra is kíváncsiak, miként változtak meg a komparatív előnyök az idő folyamán. A komparatív előnyök stabilitásának mérésére számos eszköze áll rendelkezésre. Legalább kéttípusú stabilitást különböztethetünk meg. Egyrészt, az RCA-indexek eloszlásának stabilitását egyik periódusról a másikra. Másrészt, az RCA-indexek értékének a stabilitását az adott termékcsoportokban egyik periódusról a következőre (*Hinloopen–Marrewijk*, [2001]).

Az első típusú stabilitást számos módon vizsgálhatjuk. Egyrészt *Hoekman–Djanikov* [1997] munkáját követve az RCA-indexek stabilitását korrelációs együttható ki-

számításával ellenőrizhetjük két időpont között. Másodszor, *Hinloopen–Marrewijk* [2001] módszerét alkalmazva, elemezhetjük a B -index eloszlásának formáját kumulatív eloszlás- és sűrűségfüggvény alkalmazásával. A B -indexek eloszlásának alakját grafikusan Kernel-sűrűségfüggvénnyel is elemezhetjük (*Brasili és szerzőtársai* [2000]). Harmadszor, *Dalum és szerzőtársai* [1998] javaslatát követve regressziós elemzést alkalmazhatunk annak vizsgálatára, hogy a B -index foka mennyire és hogyan változott. A szerzők az – (7) egyenletben szereplő – $RSCA$ mutatót használták, hogy elkerüljék a B -index eloszlásának ferdeségéből származó problémákat. Ennek megfelelően a következő regressziót becsülték:

$$RSCA_{ij}^{t_2} = \alpha_i + \beta_i RSCA_{ij}^{t_1} + \varepsilon_{ij}, \quad (9)$$

ahol t_1 és t_2 felső indexek a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változó az $RSCA$ t_2 időpontban az i -edik szektorban a j -edik országban; a független változó: $RSCA$ t_1 megelőző évben; α és β a standard lineáris regresszió paraméterei, ε a reziduális tag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha $\beta = 1$, akkor az $RSCA$ -index eloszlásának változatlanágát mutatja t_1 és t_2 periódus között. Ha $\beta > 1$, akkor az adott ország még jobban azokra termékekre szakosodik, amelyekre már korábban is, illetve egyre kevésbé szakosodik azokra a termékekre, amelyekre korábban sem specializálódott. Más szavakkal, az adott ország már meglévő szakosodása tovább erősödött. Ha $0 < \beta < 1$, ez azt jelenti, hogy azok a termékcsoportok, amelyek a kezdetben alacsony vagy negatív $RSCA$ -indexekkel voltak jellemezhetők, értékük növekedett az idővel, míg a magas és pozitív $RSCA$ -indexekkel jellemezhető termékcsoport értéke csökkent. Speciális esetben, ha $\beta > 0$, ez arra utal, hogy az index előjele megváltozott. *Dalum és szerzőtársai* [1998] rámutatnak arra, hogy $\beta > 1$ nem szükséges feltétele az általános specializáció növekedésének. Ezért a szerzők, *Cantwell* [1989] munkáját követve, úgy érvelnek, hogy megmutatható:

$$(\sigma_i^{t_2})^2 / (\sigma_i^{t_1})^2 = \beta_i^2 / R_i^2. \quad (10a)$$

Ezért

$$\sigma_i^{t_2} / \sigma_i^{t_1} = |\beta_i| / |R_i|, \quad (10b)$$

ahol R korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből, és σ^2 a függő változó varianciája. Ebből az következik, hogy egy adott eloszlás szerkezete változatlan, ha $\beta = R$. Ha $\beta > R$ akkor a specializáció foka növekszik, míg ha $\beta < R$, akkor a specializáció foka csökken.

A Balassa-index eloszlásának a stabilitását abból a szempontból is megvizsgálhatjuk, hogy az mennyire változékony a referenciacsoport kereskedelmének szerkezetéhez viszonyítva. Az empirikus irodalomban általában a koncentráció elemzésében elterjedt módszereket szokták alkalmazni. A kutatások egyik ága a Gini-együtthatót használja (például *Amiti* [1998], [1999], *Brühlhart–Torstensson* [1996], *Brühlhart* [2001]). Ha Gini-mutató értéke 0, akkor a vizsgált ország export specializációjának szerkezete teljesen eltér a referenciacsoportétól, míg ha a Gini-index értéke 1, akkor teljesen megegyezik azzal. *De Benedictis–Tamberi* [2001] a Gini-koefficiens alkalmazása helyett a Lorenz-

görbe használatát javasolják, mivel azonos Gini-index értékek mögött különböző alakú Lorenz-görbék állhatnak.

A második típusú stabilitást kétféle módon is megvizsgálhatjuk. Az első durva megközelítést *Hoekman–Djankov* [1997] fejlesztette ki. Ez a módszer a relatív súlyát méri azoknak a termékeknek, amelyeknek megnyilvánuló komparatív előnye volt egy t periódusban, de megnyilvánuló komparatív hátránya volt $t + 1$ periódusban, illetve fordítva. A második módszert *Proudman–Redding* [2000] javasolta először az empirikus munkákban, majd *Brasili és szerzőtársai* [2000] és *Hinloopen–Marrewijk* [2001] alkalmazták. Lényege, hogy átmenet-valószínűségi mátrixokat alkalmaznak a B -index tartósságának és mobilitásának meghatározására. A B - vagy $RSCA$ -indexeket különböző osztályközökbe sorolhatjuk, és ez alapján számolhatjuk ki az átmenet-valószínűségi mátrixokat. Az irodalomban alapvetően két megoldás terjedt el. A tanulmányok többsége a B -indexeket valamilyen percentilisbe sorolja (általában kvartilisbe), mint például *Proudman–Redding* [2000], *Brasili és szerzőtársai* [2000], *Redding* [2002].

A másik módszer, *Hinloopen–Marrewijk* [2001] munkáját követve, négy csoportba oszthatjuk a B -indexeket: a osztály: $0 < B \leq 1$; b osztály: $1 < B \leq 2$; c osztály: $2 < B \leq 4$; d osztály: $4 < B$. Az a osztály azokat a termékeket mutatja, ahol nincs komparatív előny. A másik három osztály – b , c , és d – komparatív előnyökkel rendelkező termékeket mutatja, durván a következő csoportosításban: gyenge komparatív előny (b osztály), közepes komparatív előny (c osztály) és erős komparatív előny (d osztály). Ennek az eljárásnak az előnye, hogy könnyen értelmezhető. A különböző percentilisen alapuló vizsgálatok esetében ugyanis gyakran előfordul, hogy több percentilis is 1-nél kisebb, ezért közgazdaságilag nehéz értelmezni kapott eredményeket, ha az adott jóság B -indexének az értéke két, 1-nél kisebb percentilis között mozog két időpont között. A másik előnye abból származik, ha a kutatás során több ország kereskedelmi szerkezetében végbement változásokat kívánjuk összehasonlítani. Ebben az esetben ugyanis az egyes országok percentiliseinek az értéke nagy valószínűséggel különbözik egymástól, ami megakadályozza a korrekt elemzést. Ha viszont követjük a *Hinloopen–Marrewijk* [2001] által javasolt csoportosítást, akkor az országok közötti összehasonlításnak könnyen azonosítható közgazdasági értelmezése van.

Másodszor, a specializáció szerkezeti mobilitásának fokát a mobilitási indexek segítségével vizsgálhatjuk. Ezek formálisan értékelik a mobilitás fokát a B -index teljes eloszlásán keresztül, és lehetővé teszik az országok közötti összehasonlítást. Az első index (M_1 , *Shorrocks* [1978]) az átmenet-valószínűségi mátrixok nyomát (tr) vizsgálja.

$$M_1 = \frac{K - \text{tr}(P)}{K - 1}, \quad (11a)$$

ahol K a cellák száma, és P az átmenet-valószínűségi mátrix.

A második index (M_2 , lásd *Shorrocks* [1978] és *Geweke és szerzőtársai* [1986]) átmenet-valószínűségi mátrixok determinánsára (det) koncentrálnak.

$$M_2 = 1 - |\text{det}(P)|. \quad (11b)$$

Mindkét index esetében a magasabb értékek a nagyobb mobilitásra utalnak, míg a 0 érték a mobilitás tökéletes hiányát mutatja.

Végezetül érdemes hangsúlyozni, hogy néhány, a korábban említett, konzisztenciapróbákat is alkalmazó tanulmány eredménye arra utal, hogy a *B*-indexek önmagukban inkább csak bináris, mint ordinális vagy kardinális mérceként alkalmazhatók. Következésképpen a *B*-index stabilitásának vizsgálatát inkább ebben a szűkebb összefüggésben értelmezhetjük.

4.4. Összefoglalás

Ebben a fejezetben megvizsgáltuk a komparatív előnyök mérésére eddig kidolgozott eljárásokat. A leggyakrabban alkalmazott mérőszám a *Balassa* [1965] által javasolt *B*-index. Noha a *B*-indexet számos kritika érte az elmúlt évtizedek során, a korrekciós javaslatok szintén nem mentesek az ellentmondásoktól. Egyrészt minden index esetében, amely *ex post* kereskedelmi adatokon alapul, számolni kell azzal a problémával, hogy milyen kapcsolata van a hipotetikus autarkiában létező relatív árviszonyokkal. Másrészt, eddig csak korlátozott számú vizsgálat során próbálták meg kideríteni, hogy milyen kapcsolat van a komparatív előnyök indexei és a kereskedelemtorzító intézkedések hatásai között. Harmadrészt, továbbra is megoldatlan az *RCA*-indexek kapcsolata a kereskedelemelmélethez. Más szavakkal, egyik indexnek sincs megfelelő elméleti megalapozottsága.

Az elmúlt években megnőtt az érdeklődés a kereskedelem dinamikájának jobb megértése iránt. Ebben az összefüggésben az *RCA*-indexek dinamikájának vizsgálatára számos statisztikai módszert használtak. A *B*-index korrekciójára javasolt eljárások, miközben számos hiányosságot megoldanak, azonban újabb problémákat vezetnek be. A *B*-indexek eloszlásának statisztikai vizsgálata az eddigi korlátozott eredmények szerint továbbra is érdekes információkkal szolgálhat egy ország komparatív előnyei-
nek állapotáról és dinamikájáról.

Végezetül, megfontolandó az empirikus kereskedelemelemzésben, hogy egyszerre több *RCA*-indexeket is használjunk a komparatív előnyök vizsgálatára. Ebben az esetben azonban a szükséges konzisztenciapróbák elvégzése elengedhetetlen. Hasonlóan, az eddigieknél szélesebb körben szükséges a Hillman-feltételt alkalmazni az empirikus vizsgálatokban.